

**F U N D A Ç Ã O  
GETULIO VARGAS**

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

Ensaaios Econômicos

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getulio Vargas

Nº 466

ISSN 0104-8910

**Inflação e Flexibilidade Salarial**

Marcelo Cortes Neri, Maurício Canêdo Pinheiro

Dezembro de 2002

URL: <http://hdl.handle.net/10438/395>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

#### ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braidó

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Cortes Neri, Marcelo

Inflação e Flexibilidade Salarial/ Marcelo Cortes Neri,  
Maurício Canêdo Pinheiro - Rio de Janeiro : FGV,EPGE, 2010  
(Ensaio Econômico; 466)

Inclui bibliografia.

CDD-330

# **Inflação e Flexibilidade Salarial**

**Marcelo Neri<sup>1</sup>**

**Maurício Pinheiro<sup>2</sup>**

---

<sup>1</sup> Professor na EPGE/FGV e Chefe do Centro de Políticas Sociais (CPS ) no IBRE/FGV

<sup>2</sup> Aluno de Mestrado da EPGE/FGV

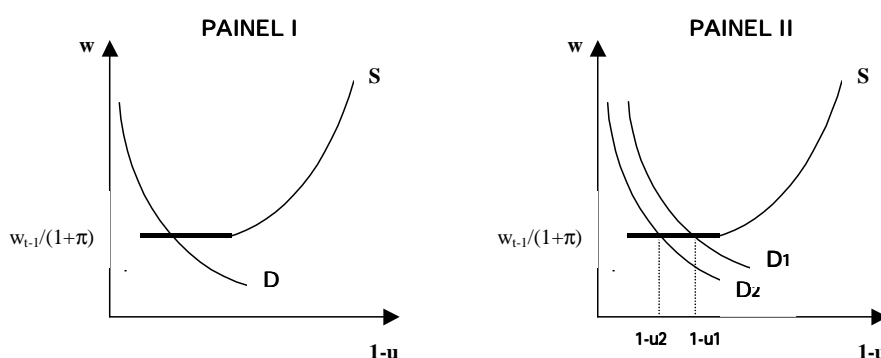
# 1 “Curva de Phillips Cross-Section”

Em geral argumenta-se que fricções nominais no mercado de trabalho, em especial rigidez para baixo dos salários nominais, gerariam excessiva flutuação no emprego [Tobin (1972), Card & Hyslop (1996), Shea (1997)]. Indivíduos atingidos por choques negativos teriam seus salários reais diminuídos mais rapidamente, facilitando o ajuste do mercado de trabalho. Deste modo, uma pequena taxa de inflação poderia “lubrificar as engrenagens” do mercado de trabalho, reduzindo o desemprego friccional<sup>1</sup>.

Ao não aceitarem salários menores do que os recebidos no período anterior os trabalhadores acabariam por tornar a oferta de trabalho (S) infinitamente elástica no salário real  $w_{t-1}/(1+\pi)$ , onde  $w_{t-1}$  é o salário nominal do período imediatamente anterior e  $\pi$  é a taxa de inflação entre o período  $t$  e  $t-1$ . No Painel I da Figura 1 o trecho infinitamente elástico da curva se encontra em negrito.

Como pode ser observado no Painel II da Figura 1, deslocamentos da demanda de trabalho (D), quando o equilíbrio se situa no trecho infinitamente elástico da oferta de trabalho, gerariam excessiva volatilidade do emprego, no sentido que todo o ajuste se dará via redução/aumento da taxa de ocupação. Note que o deslocamento da demanda de trabalho de  $D_1$  para  $D_2$  levou o desemprego de  $1-u_1$  para  $1-u_2$ , mas não alterou o nível de salário real.

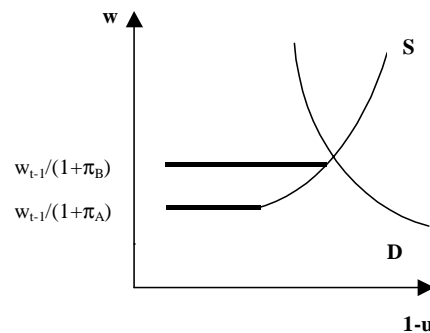
Figura 1: Rigidez para Baixo dos Salários Nominais e Flexibilidade do Mercado de Trabalho



Observando a Figura 2 percebe-se claramente como o nível de inflação afeta a flexibilidade do mercado de trabalho. Quando a inflação é baixa ( $\pi_B$ ) a oferta de trabalho se torna infinitamente elástica em um nível de salário real mais alto do que quando a inflação é alta ( $\pi_A$ ). Deste modo, a taxas de inflação mais altas, flutuações excessivas do emprego são menos comuns. Sob rigidez para baixo dos salários nominais, quanto mais alta a inflação maior o intervalo de possíveis salários reais de equilíbrio e menor a chance de todo o ajuste a choques negativos ocorra via taxa de desemprego.

<sup>1</sup>O termo “lubrificar as engrenagens” é a livre tradução do original em inglês *grease de wheels* encontrado em CARD & HYSLOP (1996).

Figura 2: Inflação “Lubrificando as Engrenagens” do Mercado de Trabalho



## 2 Evidências Preliminares

Utilizamos a razão entre salários entre dois meses consecutivos afim de captar estatística e os pontos de concentração de sua distribuição. A idéia intuitiva por trás deste indicador é que a distribuição da variação de salários deveria ser contínua na ausência de rigidezes (o contrafactual). A massa concentrada na rigidez nominal de salário nos dá uma medida direta da sua extensão. Na última seção deste trabalho apresentamos evidências gráficas de toda distribuição de reajustes salariais.

dados concatenados da Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE (PME) como fonte básica nesta segunda parte do trabalho. O dado de painel rotativo da PME nos permite empreender uma análise não paramétrica da distribuição dos reajustes salariais, mês a mês.

Apresentamos abaixo médias anuais da proporção de rendimentos nominais fixos entre dois meses consecutivos para trabalhadores com e sem carteira que mantiveram constantes a jornada de trabalho neste intervalo.

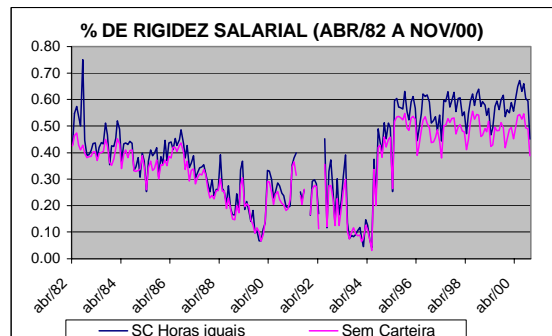
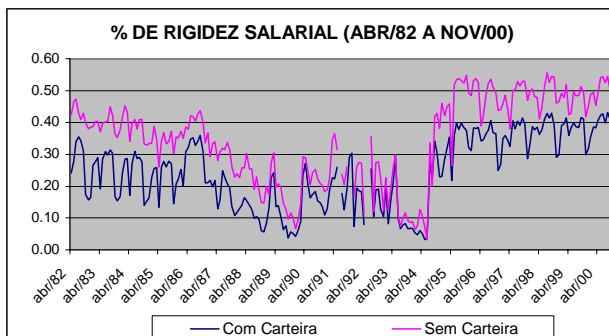
O gráfico da direita abaixo apresentam a mesma estatística, mês a mês, para empregados com e sem carteira, sem o controle de horas supramencionado. O resultado até certo ponto surpreendente é que os sem carteira apresentam um maior nível de rigidez nominal de salários. Na média de todos os meses esta diferença atinge a quase 12 pontos de porcentagem (40% contra 28%). O segundo gráfico compara o efeito do filtro de horas iguais para o universo de trabalhadores sem carteira. O filtro apresenta conforme o esperado o efeito de elevar o grau de rigidez nominal salarial, em particular no período de baixa inflação recente. A existência de dois regimes é visível a olho nú. Em primeiro lugar na época de inflação crônica observamos uma tendência a queda da rigidez salarial, em particular nos picos inflacionários de 1989 e 1993-94. No período posterior ao lançamento do plano real o grau de rigidez sobe na seção usamos a Kernel density estimation, uma técnica não paramétrica, para analisar visualmente esses efeitos da inflação sobre toda distribuição da taxa de variação de salários nominais.

O aumento de rigidez nominal seria intuitivamente uma das razões para o aumento

**Proporção de Salários Nominais Rígidos  
entre dois meses consecutivos**

Anos	Com Carteira	Sem carteira
82	50.61%	33.60%
83	42.75%	26.83%
84	42.20%	24.63%
85	36.33%	24.58%
86	42.98%	31.06%
87	32.66%	19.67%
88	24.29%	12.01%
89	17.66%	11.95%
90	24.42%	17.72%
91	36.42%	26.47%
92	35.24%	26.41%
93	17.36%	14.37%
94	24.62%	17.85%
95	52.71%	37.37%
96	55.99%	39.55%
97	56.49%	41.86%
98	57.77%	43.62%
99	55.74%	44.17%
2000	59.61%	47.07%
<b>Total Global</b>	<b>40.18%</b>	<b>28.36%</b>

Fonte: PME-IBGE



da taxa de desemprego observado desdeo lançamento do Real. Agora o fato de ter aumentado o grau de rigidez salarial não implica necessariamente neste efeito. Esta segunda relação será objeto das próximas seções.

## 2.1 Metodologia

Será utilizada aqui a metodologia proposta por Card & Hyslop (1996). Em última análise serão estimadas famílias de Curvas de Phillips em *cross-section* a nível estadual<sup>2</sup>. Será examinada a evidência de que o salário real médio dos estados caem mais rapidamente em resposta a um desaquecimento do mercado de trabalho em períodos de alta inflação do que em períodos de baixa inflação. Serão estimados modelos como os explicitados a seguir:

$$w_{jt} - w_{jt-1} = a_t + b_t \ln(U_{jt}) + e_{jt} \quad (1)$$

onde:

$w_{jt}$  é o salário real médio no estado  $j$  no ano  $t$ ;

$a_t$  é um intercepto ano-específico;

$U_{jt}$  é a taxa de desemprego no estado  $j$  e ano  $t$ ; e

$e_{jt}$  é o termo de resíduo.

Finalmente, será analisada como covariam os coeficientes  $b_t$ , isto é, as inclinações ano-específicas na equação (1), e as taxas de inflação entre os períodos  $t - 1$  e  $t$ . Em outras palavras, será investigado se a Curva de Phillips em *cross-section* se torna mais inclinada em períodos de alta inflação.

Convém notar que, embora esteja de acordo com a formulação original da Curva de Phillips, a especificação da equação (1) é inconsistente com a formulação da "curva de salário" tal como descrita em Blanchflower & Oswald (1994). O Apêndice A traz uma breve discussão sobre a especificação da equação (1), encontrando-se indícios de que a formulação original da Curva de Phillips é a correta.

Como já salientado serão utilizados dados estaduais de taxa de desemprego, salário real médio, jornada de trabalho média e anos de estudo médio extraídos da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (PNAD) do IBGE. Estão disponíveis informações para os períodos 1992-93 e 1995-99 e para todas as unidades da federação<sup>3</sup>.

Basicamente os dados são filtrados utilizando-se os mesmos critérios de Card & Hyslop (1996)<sup>4</sup>. Foram incluídos na amostra empregados do setor privado com um ano ou mais de empresa, com renda maior do que o salário mínimo, que permaneceram na mesma ocupação entre dois períodos e com respostas válidas no quesitos renda e jornada de trabalho.

<sup>2</sup>Do original "*cross-sectional Phillips curve*".

<sup>3</sup>Em 1994 não houve PNAD. As informações em nível estadual poderão estar desagregadas segundo zonas: rural, urbano e metropolitana.

<sup>4</sup>Mais detalhes sobre os critérios utilizados em Card & Hyslop (1996) ver seção 2.2.1 e Apêndice A do referido trabalho.

## 2.2 Resultados

Os resultados da estimação de diversos modelos tais como definidos pela equação (1) estão reportadas nas Tabelas 1 e 2. À equação 1 foram incluídas diversas variáveis de controle tais como ano, região, estado, educação e zona. Para a estimação das Curvas de Phillips *cross-section* (CPCS) foram utilizados dados em dois níveis de agregação. No nível agregado (Tabela 1) cada observação corresponde a informações sobre um estado em um determinado ano (desemprego em São Paulo no ano de 1992 por exemplo). No nível desagregado (Tabela 2), as informações estão disponíveis para estados/zona (salários reais na zona metropolitana do estado do Rio de Janeiro em 1993, por exemplo).

Na primeira linha (inclinações *pooled*) são reportadas os valores estimados das inclinações para diversas especificações em que os coeficientes  $b_t$  da equação (1) estão restritos de modo a assumirem o mesmo valor para todos os anos. As linhas seguintes reportam os valores estimados da inclinação da CPCS quando é permitido que este coeficiente varie com os anos. Na última linha são exibidos os coeficientes da regressão das inclinações ano-específicas nas taxas anuais de inflação: nada mais são do que uma medida de sensibilidade da inclinação da CPCS com relação a inflação.

Para os dois níveis de agregação nota-se que, de maneira geral, as inclinações ano-específicas se mostram com o sinal esperado (negativo), embora quase sempre não sejam significativas.

Nota-se também que os coeficientes  $b_t$  covariam negativamente com as taxas de inflação, um indício de que a inflação agiria “lubrificando as engrenagens” do mercado de trabalho brasileiro. No entanto, assim como ocorre em Card & Hyslop (1996), os coeficientes da regressão das inclinações ano-específicas nas taxas de inflação são em geral não-significativos. Cabe salientar que ao se incluir a variável de controle educação consegue-se estimativas significativas em boa parte dos modelos.



Tabela 1: Efeitos Estimados do Desemprego Estadual na Variação dos Salários Reais (Dados Agregados)

	Variáveis de Controle					
	Ano	Ano Educação	Ano Região	Ano Região Educação	Ano Estado	Ano Estado Educação
<i>inclinações pooled</i> <sup>1</sup>	-0.134517** (0,0764)	-0.179286* (0,0746)	-0.163387** (0,0845)	-0.242455* (0,0827)	-0.475229* (0,1677)	-0.599219* (0,0002)
<i>inclinações ano específicas</i>						
1992-93	-0,001500 (0,1740)	-0,026946 (0,1687)	-0,013521 (0,1790)	-0,084616 (0,1721)	-0,342471 (0,2372)	-0.411897** (0,2177)
1993-95	-0.426536* (0,1624)	-0.419586* (0,1573)	-0.469229* (0,1705)	-0.515307* (0,1635)	-0.713379* (0,2151)	-0.832958* 0,1985
1995-96	0,140192 (0,1820)	0,016014 (0,1802)	0,092958 (0,1881)	-0,078989 (0,1854)	-0,192854 (0,2437)	-0.486455* (0,2308)
1996-97	0,042285 (0,2009)	-0,003895 (0,1951)	0,016352 (0,2046)	-0,04920 (0,1964)	-0,322139 (0,2644)	-0.391214** (0,2425)
1997-98	-0,236074 (0,2163)	(0,2768) (0,2099)	-0,272099 (0,2210)	-0,315186 (0,2116)	-0.646923* (0,2958)	-0.664895* (0,2710)
1998-99	-0,275845 (0,1922)	-0,307067 (0,1864)	-0,306084 (0,1961)	-0.351699** (0,1879)	-0.65661* (0,2639)	-0.675243* (0,2417)
Efeito da taxa de inflação nas inclinações estimadas <sup>2</sup>	-0,047631 (0,0585)	-0,031864 (0,0516)	-0,046081 (0,0597)	-0,038950 (0,0512)	-0,029052 (0,0615)	-0,028967 (0,0483)

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 10%.

<sup>1</sup> Inclinações ano específicas restritas de modo a assumirem mesmo valor todos os anos.

<sup>2</sup> Coeficiente estimado da regressão das inclinações ano-específicas nas taxas de inflação anuais.

Nota: Todas as estimações via Mínimos Quadrados Ordinários. Entre parênteses os desvios-padrão das estatísticas.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de microdados processados da PNAD-IBGE.

Além disso, percebe-se imensa variabilidade nos valores dos referidos coeficientes: um aumento de 5% na taxa de inflação provocaria variações na magnitude da inclinação da CPCS entre 0,0008 e 0,0097 dependendo da especificação do modelo e agregação dos dados utilizada. Adicionalmente, nota-se que a referida sensibilidade se mostra menor quando se utiliza os dados desagregados.

A observação das Tabelas 1 e 2 revela que, a despeito da variabilidade temporal das inclinações da CPCS, não há evidências significativas, ao menos neste nível de agregação, de que a inflação atue “lubrificando as engrenagens do mercado de trabalho”<sup>5</sup>. De fato tem-se que, para grande parte das especificações, o coeficiente da regressão das inclinações ano-específicas na taxa de inflação anual não se mostrou significativo.

<sup>5</sup> Cabe notar que, para maioria das especificações, testes de máxima verossimilhança rejeitam a hipótese nula de que as inclinações ano-específicas são iguais para todos os anos.

Tabela 2: Efeitos Estimados do Desemprego Estadual na Variação dos Salários Reais (Dados Desagregados)

	Variáveis de Controle					
	Ano	Ano Educação	Ano Região	Ano Região Educação	Ano Estado	Ano Estado Educação
inclinações <i>pooled</i> <sup>1</sup>	-0,015176 (0,0294)	-0,142481* (0,0401)	-0,010352 (0,0304)	-0,149726* (0,0423)	-0,012134 (0,0340)	-0,243468* (0,0536)
inclinações ano específicas						
1992-93	-0,071486 (0,0665)	-0,188365* (0,0698)	-0,061282 (0,0673)	-0,194714* (0,0717)	-0,048970 (0,0693)	-0,271735* (0,0784)
1993-95	-0,086171 (0,0675)	-0,199605* (0,0704)	-0,084592 (0,0683)	-0,211256* (0,0720)	-0,085902 (0,0705)	-0,296256* (0,0782)
1995-96	0,116203** (0,0690)	-0,001332 (0,0721)	0,12128** (0,0694)	-0,007868 (0,0733)	0,113012 (0,0720)	-0,105014 (0,0802)
1996-97	0,0878 (0,0782)	-0,06666 (0,0836)	0,091663 (0,0788)	-0,075009 (0,0850)	0,08668 (0,0811)	-0,183497* (0,0928)
1997-98	-0,084765 (0,0734)	-0,203968* (0,0762)	-0,081379 (0,0739)	-0,208228* (0,0770)	-0,088854 (0,0764)	-0,307277* (0,0838)
1998-99	(0,0347) (0,0780)	-0,171305* (0,0819)	-0,03207 (0,0786)	-0,178116* (0,0829)	-0,035923 (0,0811)	-0,274524* (0,0896)
Efeito da taxa de inflação nas inclinações estimadas <sup>2</sup>	-0,029544 (0,0216)	-0,024519 (0,0210)	-0,029093 (0,0218)	-0,025381 (0,0208)	-0,025936 (0,0218)	-0,019844 (0,0206)

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 10%.

<sup>1</sup> Inclinações ano específicas restritas de modo a assumirem mesmo valor todos os anos.

<sup>2</sup> Coeficiente estimado da regressão das inclinações ano-específicas nas taxas de inflação anuais.

Nota: Todas as estimações via Mínimos Quadrados Ordinários, Entre parênteses os desvios-padrão das estatísticas.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de microdados processados da PNAD-IBGE.

Deste modo, tem-se evidências de que a inflação não atua lubrificando as engrenagens do mercado de trabalho. Sendo assim, uma questão se impõe: se rigidez nominal (para baixo) de salários não gera este resultado, então quais fatores o gerariam?

Segundo Weiss & Landau (1984), a assimetria da distribuição das mudanças de salário para a direita pode ser resultado de *self-selection*<sup>6</sup>. A distribuição observada é a das ofertas de salário efetivamente aceitas. Algumas ofertas de salário não são aceitas, em especial aquelas na cauda inferior da distribuição (menores salários). O fato é que os trabalhadores estão mais propensos a aceitar aumentos de salário do que reduções. Além disso, ao invés de oferecer um salário menor ao trabalhador, o empregador provavelmente irá demití-lo. Deste modo, mudanças salariais do lado esquerdo da distribuição são mais propensas a serem truncadas. Quando se analisa uma amostra de trabalhadores que permaneceram em seus empregos, um viés é introduzido na distribuição de mudanças salariais e ela tende a se tornar assimétrica à direita.

Outra possibilidade é a existência de custos de menu (*menu costs*) que inviabilizariam pequenos aumentos de salário. Neste caso, a distribuição de mudanças

<sup>6</sup> Este argumento também é utilizado em McLaughlin (1994, 1999) e Dwyer & Leong (2000)

salariais seria caracterizada por: (i) acúmulo de massa em zero; (ii) buracos em torno de zero; e (iii) caudas pesadas [McLaughlin (1994)].

Cabe também salientar que, embora atue tornando o mercado de trabalho mais flexível (*grease effect*), a inflação (em especial alta e variável) também introduz fricções no mercado de trabalho (*sand effect*) [Groshen & Schweitzer (1999)]. Taxas altas de inflação reduzem a capacidade dos preços em guiar a atividade econômica bem aumentam a fricção em todos os mercados (inclusive o de trabalho) ao distorcer os preços relativos [Friedman (1977)]. Sendo assim, o efeito líquido da inflação na flexibilidade do mercado de trabalho dependeria do nível de inflação experimentado pela economia. Parte da amostra utilizada neste trabalho se refere a anos de alta inflação e, deste modo, o *grease effect* pode ter sido contrabalançado (ou superado) pelo *sand effect*.

$$f_k = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K \left[ \frac{x - X_i}{h} \right]$$

$$K[z] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}$$

### 3 Análise Não Paramétrica

O kernel estima a função densidade de probabilidade, que é a função que dá a distribuição de uma variável. Ela também é responsável pelas probabilidades da variável, que é a área abaixo do gráfico. O que nos fizemos foi estimar a função densidade de probabilidades desta função. A interpretação pode ser feita de modo semelhante a um histograma, com a diferença de que o histograma é uma representação discreta enquanto que o gráfico apresentado é contínuo.

Uma estimativa kernel de densidade é formada pelo somatório de valores ponderados calculados com a função kernel K como em:

No nosso caso usamos um kernel Gaussiano:

Para calcular a bandwidth usamos:

onde,

x = variável estudada;

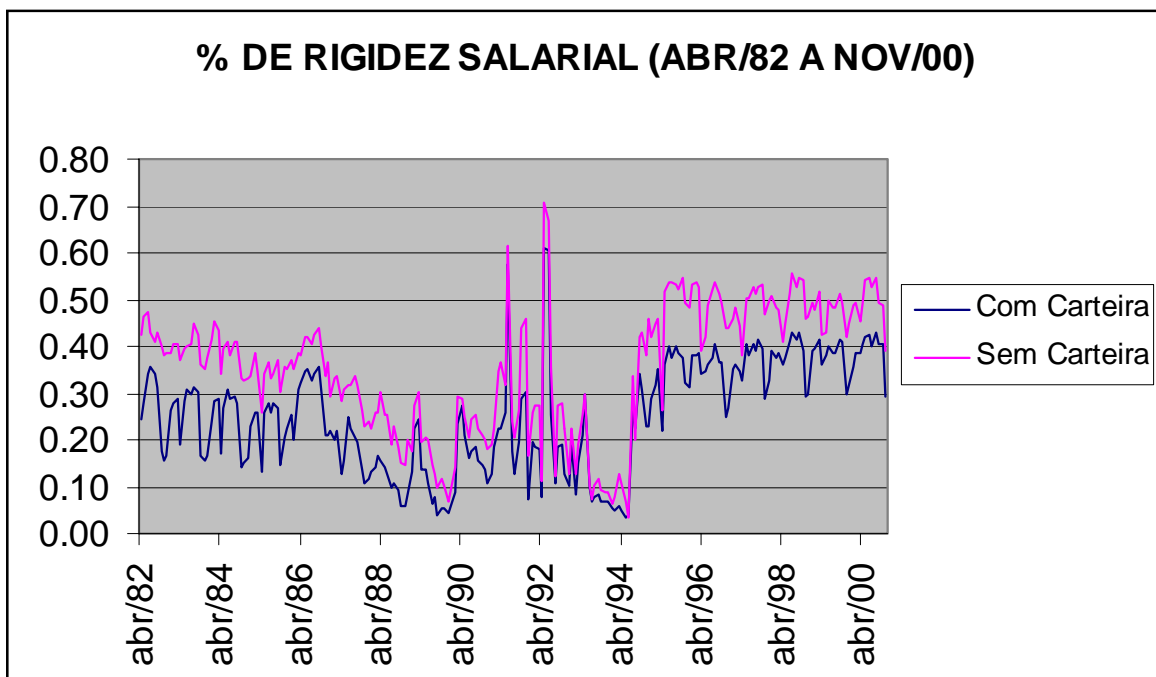
n = número de observações

utilizando esta técnica não paramétrica para que tenhamos uma ferramenta gráfica na análise da inflação sobre a distribuição inteira da taxa de variação de salários nominais. Utilizamos o logaritmo neperiano da razão entre salários entre dois meses consecutivos (lfrr) afim de captar estatística e visualmente os pontos de concentração de sua distribuição. Na análise não paramétrica traçamos uma linha vertical no ponto que indica uma variação salarial nula. Apresentamos gráficos da evolução temporal da extensão da massa da distribuição no ponto de variação nula de salários. A idéia intuitiva por trás deste indicador é que a distribuição da variação de salários deveria ser contínua na ausência de rigidezes (o contrafactual). A massa concentrada na rigidez nominal de salário nos dá uma medida direta da sua extensão.

dados concatenados da Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE (PME) como fonte básica nesta segunda parte do trabalho. O dado de painel rotativo da PME nos permite empreender uma análise não paramétrica da distribuição dos reajustes salariais,

$$m = \min \left( \sqrt{\text{variância}_x}, \frac{\text{amplitude interquartil}_x}{1,349} \right)$$

$$h = \frac{0,9 m}{n^{0,2}}$$



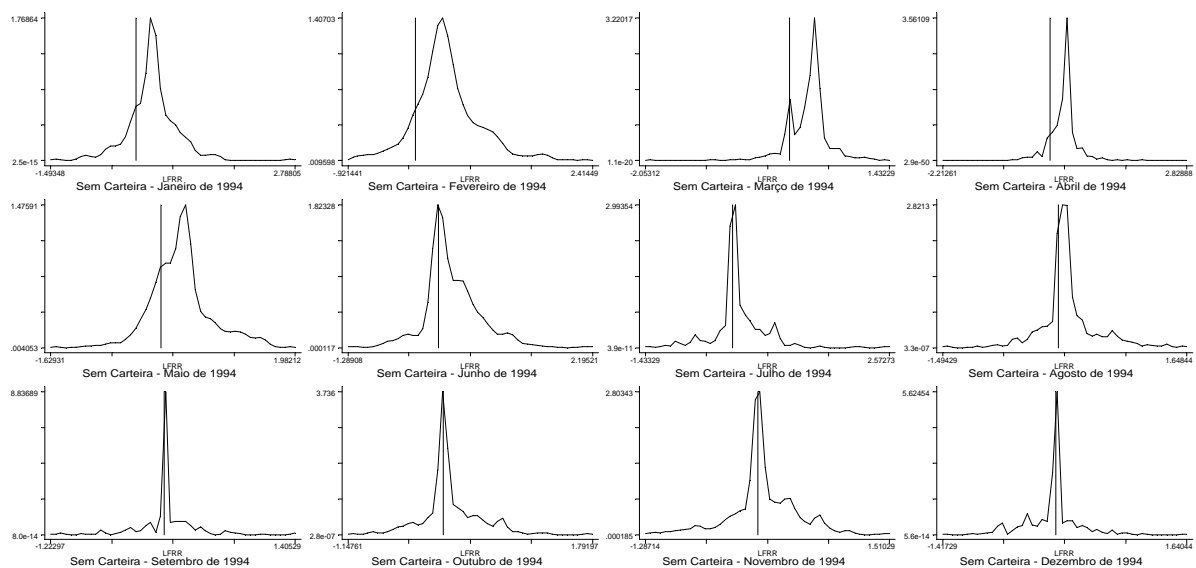
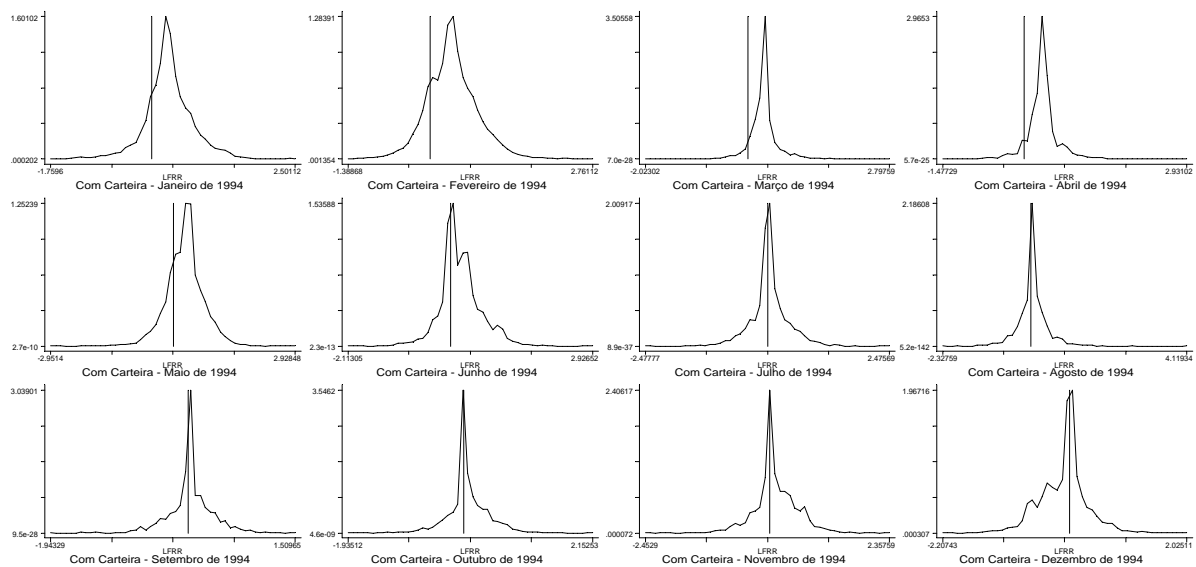
mês a mês. Fizemos gráficos separados dos empregados com carteira e dos sem carteira. As densidades de probabilidade foram plotadas mês a mês para os anos de 1982 (inflação crônica), 1989 (inflação explosiva) e 2000 (inflação baixa). Por último e não menos importante, analisamos todos os meses de 1994, pois foi neste ano em que observamos a introdução da URV (a moeda indexada que coexistiu com a moeda antiga) e posteriormente, a introdução do Real. Desta forma podemos analisar em detalhe microeconômico a queda vertiginosa da inflação obtida através do plano real. O leitor está convidado a emprender a análise gráfica dos referidos episódios.

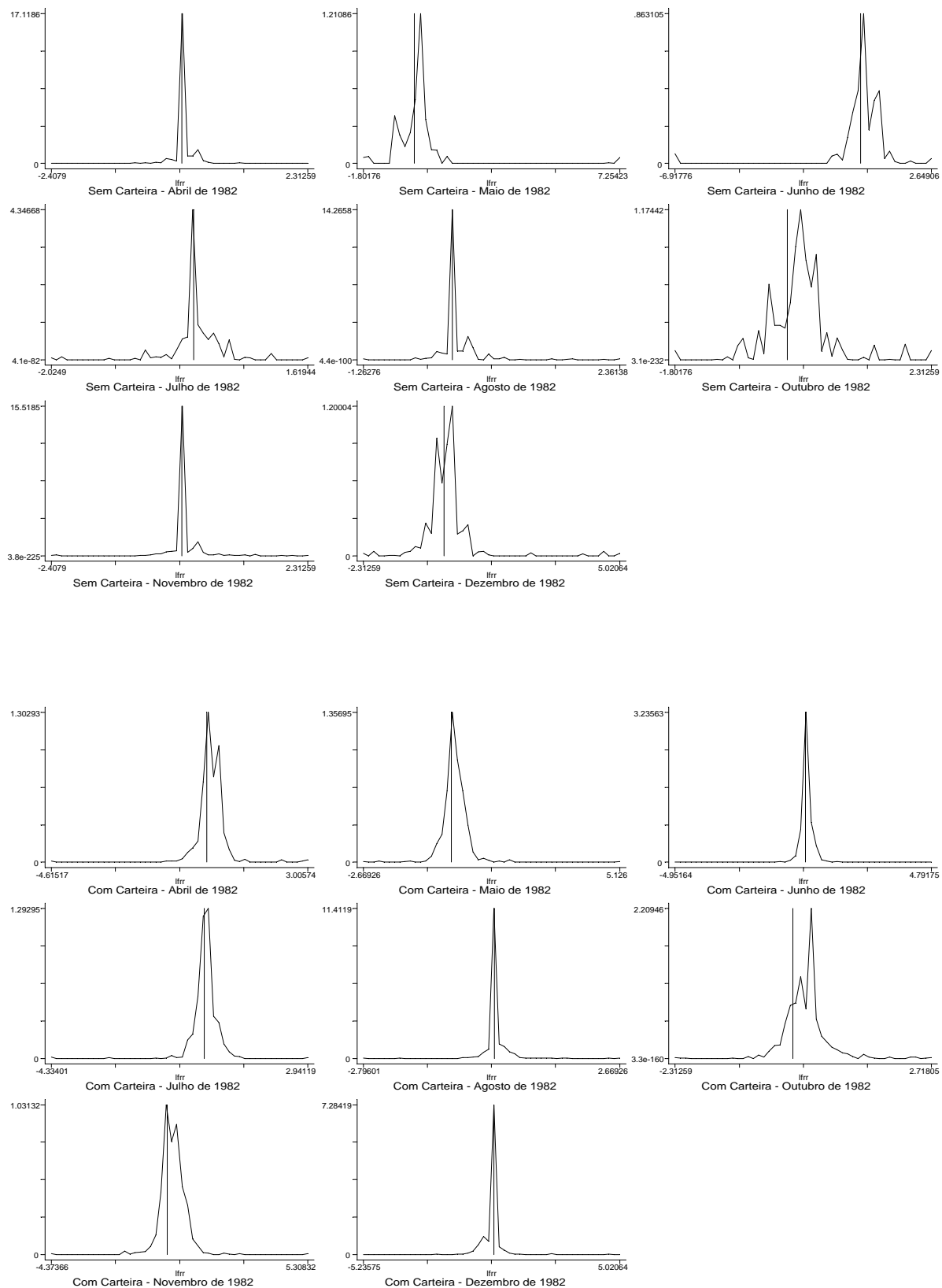
PME/IBGE

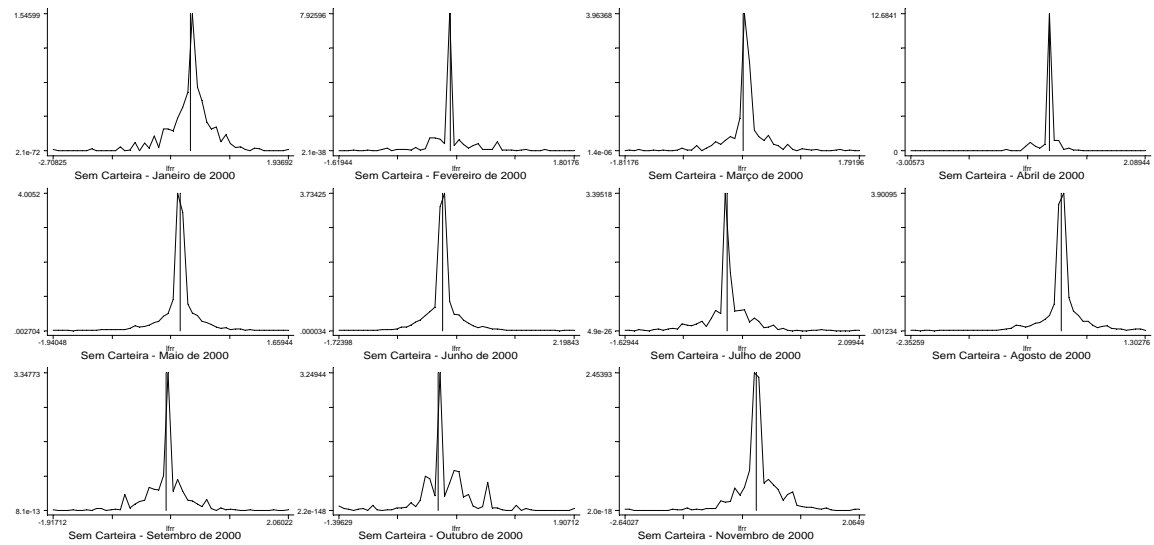
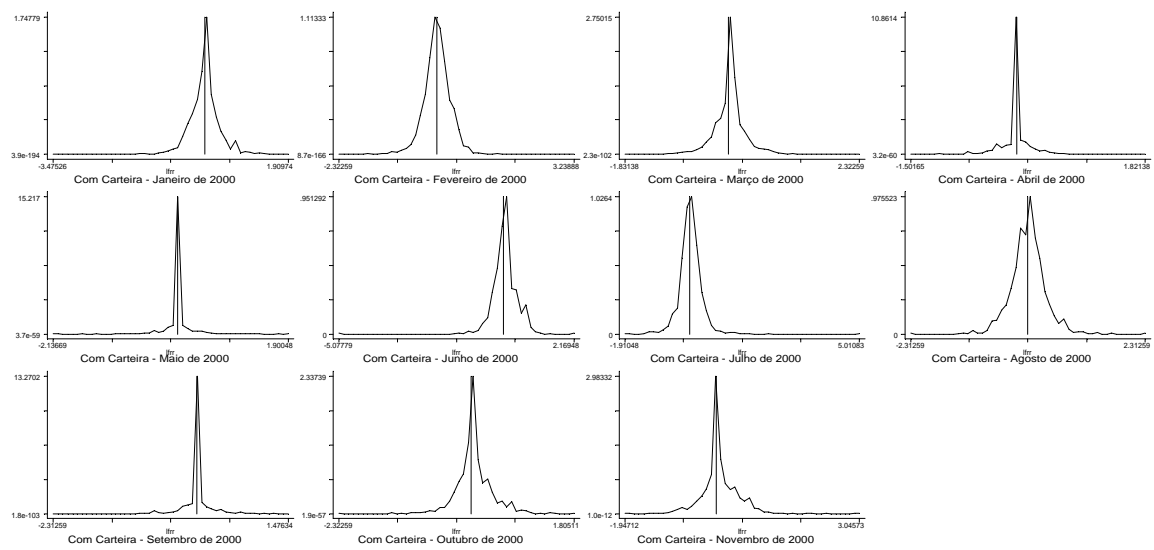
Fonte:

da série de rigidez salarial de abril de 1982 a novembro de 2000.

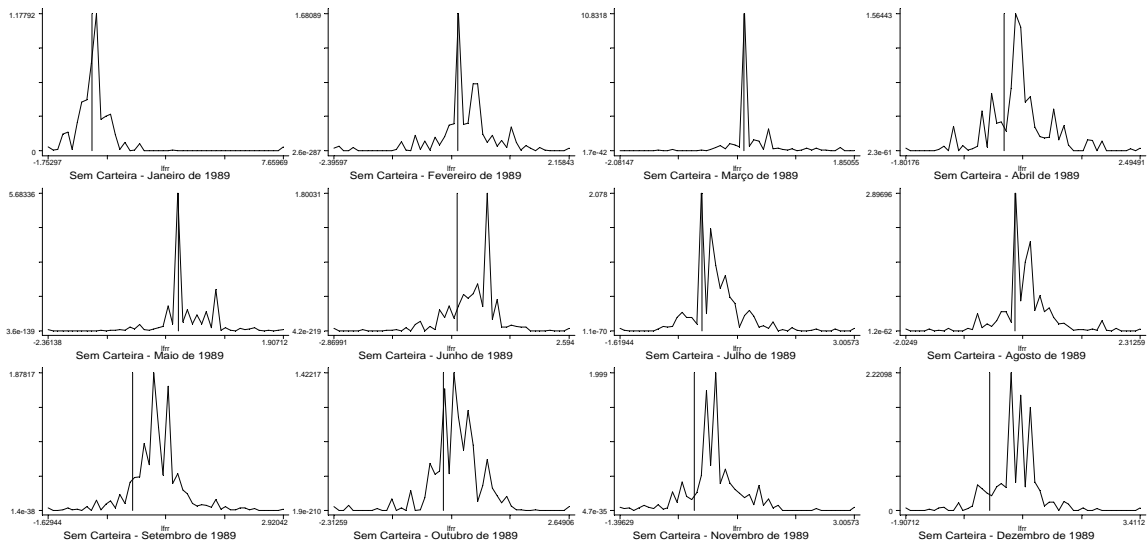
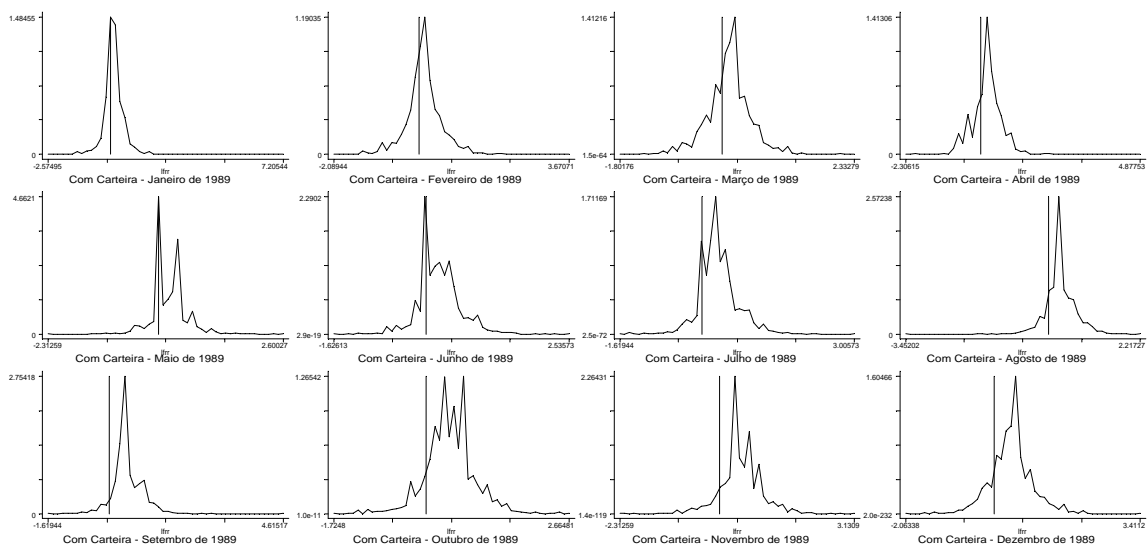
Gráfico











## Referências

- [1] Barros, R.P., Mendonça, R.S.P. (1997) *Flexibilidade do Mercado de Trabalho Brasileiro: uma Avaliação Empírica*. Texto para Discussão n. 452, IPEA.
- [2] Bartik, T.J (1991) *Who Benefits from State and local Economic Development Policies*. Kalamazoo, Michigan: W.E. upjohn Institute for Employment Research.
- [3] Blanchard, O.J., Katz, L. (1992) "Regional Evolutions". *Brookings Papers on Economic Activity*, n.1: p.1-61.
- [4] Blanchflower, D.G., Oswald, A.J. (1994) *The Wage Curve*. Cambridge: MIT Press.
- [5] Card, D., Hyslop, D. (1996) "Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market' "? *NBER Working Paper* n. 5538.
- [6] Dwyer, J., Leong, K. (2000) "Nominal Wage Rigidity in Australia". *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper* 2000-08, November.
- [7] Friedman, M. (1977) "Inflation and Unemployment". *Nobel Lecture*.
- [8] Groshen, E.L., Schweitzer, M.E. (1999) "Inflation and Unemployment Revisited: Grease vs. Sand". *CFS Working Paper* n. 1999/06.
- [9] McLaughlin, K.J. (1994) "Rigid Wages?". *Journal of Monetary Economics*, v34, p.383-414.
- [10] McLaughlin, K.J. (1999) "Are Nominal Wage Changes Skewed Away From Wage Cuts". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June, p. 117-132.
- [11] Shea, J. (1997) "Comment on: Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market' ". In: Romer, C.D., Romer, D.H. *Reducing Inflation - Motivation and Strategy*, p.114-121.
- [12] Tobin, J. (1972) "Inflation and Unemployment". *American Economic Review*, 62 (March): p.1-18.
- [13] Weiss, A., Landau, H. (1984) "Mobility and Wages". *Economic Letters*, v.1, n.5, p. 97-102.

## A Teste de Especificação: Curva de Phillips X Curva de Salários

Conforme já salientado, a especificação utilizada na seção 1 [ver equação (1)] é consistente com a formulação original da Curva de Phillips e inconsistente com a formulação da Curva de Salários [Blanchflower & Oswald (1994)]<sup>7</sup>. Grosso modo, a formulação da Curva de Salários implica que o nível de salário depende da taxa de desemprego: na equação (1) a variação do nível de salário depende da taxa de desemprego. Em Card & Hyslop (1996) é proposta uma maneira bastante direta de comparar as duas especificações: pela introdução de defasagens da taxa de desemprego na equação (1). A intuição desta abordagem é bastante simples. Se a especificação correta for a Curva de Salários, então a primeira diferença do nível de salários dependerá da taxa de desemprego e do *lag* da taxa de desemprego com coeficientes iguais e de sinais opostos. Por outro lado, se a especificação correta for a Curva de Phillips, então a defasagem da taxa de desemprego terá efeito não significativo na variação do nível de salário.

A Tabela 4 sumariza o resultado do teste de especificação proposto. São estimadas diversas variações da equação (1), restringindo o coeficiente  $b_t$  de modo que ele assuma o mesmo valor em todos os anos. Nota-se que as defasagens da taxa de desemprego não exercem efeitos significativos na variação dos salários, resultado consistente com a especificação da Curva de Phillips.

Tabela 4: Resultados dos Testes de Especificação

Coeficiente Estimado do Logaritmo da Taxa de Desemprego		Variáveis de Controle	Agregado (A)/Desagregado (D)
Valor Corrente	Lag 1		
-0,231971** (0,1181)	0,13178 (0,1218)	Ano	A
-0,088368 (0,0703)	0,078919 (0,0688)	Ano	D
-0,272578* (0,1174)	0,126381 (0,0497)	Ano e Educação	A
-0,164788* (0,0705)	0,026157 (0,0680)	Ano e Educação	D
-0,248078* (0,1207)	0,123205 (0,1254)	Ano e Região	A
-0,090567 (0,0707)	0,087013 (0,0693)	Ano e Região	D
-0,306512* (0,1159)	0,094508 (0,1196)	Ano, Região e Educação	A
-0,168251* (0,0710)	0,022424 (0,0689)	Ano, Região e Educação	D
-0,474297* (0,1681)	-0,100549 (0,1686)	Ano e Estado	A
-0,094998 (0,0721)	0,09146 (0,0702)	Ano e Estado	D
-0,600637* (0,1543)	-0,189737 (0,1538)	Ano, Estado e Educação	A
-0,227169* (0,0735)	-0,022958 (0,0707)	Ano, Estado e Educação	D

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 10%.

Nota: Todas as estimações via Mínimos Quadrados Ordinários. Entre parênteses os desvios-padrão das estatísticas.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de microdados processados da PNAD-IBGE.

<sup>7</sup>Para estimação de Curva de Salários a partir de dados brasileiros ver Barros e Mendonça (1997).